

論文

人口の男女構成と離婚との関係

— 都道府県データを用いた分析 —

犬飼直彦*

1 はじめに

日本における離婚の発生状況には地域差が見られるが、その地域差についての説明は、限定的にしか行われていない。例えば、湯沢雍彦 [1984] は、1883-1887年（明治16-20年）から1980年（昭和55年）までの長期間にわたる都道府県別普通離婚率⁽¹⁾の観察を行っているが、地域差の説明は、特定の県の県民性、経済状況、産業構造等の例示による推測に留めている。また、高木尚文 [1984] は、1980年の国勢調査および人口動態統計によって計算した都道府県別の男女別有配偶離婚率⁽²⁾を、間接標準化⁽³⁾によって指数化し、年齢階級別に比較するという精緻な分析を行っているが、指数化自体を目的としており、結果の説明については、その必要性和方法とをわずかに示唆しているだけである⁽⁴⁾。

本稿では、人口の男女構成と結婚行動との関係を手掛かりにして、都道府県ごとの人口の男女構成と離婚との関係の説明を行う。人口の男女構成が結婚行動に及ぼす影響はマリッジ・スクイズ⁽⁵⁾ (marriage squeeze) と呼ばれ、この視点から日本における結婚の地域性を論じた研究例としては、安藏伸治 [1985]、鈴木透 [1989]、石川義孝

[2003]、工藤豪 [2012] 等が挙げられるが、人口の男女構成と離婚との関係を示した研究例は、後述するHiroshi Fukurai and Jon P. Alston [1992]を除いて見当たらない。また、本稿では、人口の男女構成と離婚との関係の2時点間の比較により、男女両性の関係の変化について考察する。

表1は、2010年（平成22年）の国勢調査の結果を基に、各都道府県の35歳（満35歳、以下同様）の女性について、既婚者（有配偶者・死別者・離別者からなる結婚経験者）に占める離別者の割合（以下「離別者割合」と言う）を計算した結果を示したものである。35歳女性の離別者割合が最も高い青森県は全国平均の約1.7倍、最も低い東京都は全国平均の約0.7倍となっており、大きな差が見られる。また、35歳女性の離別者割合が0.1を超えるような道県は、北海道・東北と四国・九州とに集中している。

2 理論的検討

マリッジ・スクイズとは、結婚市場において相対的に数が少ない性別の者の結婚が容易であり、相対的に数が多い性別の者の結婚が困難であるというものである。また、その結果、男

* 早稲田大学大学院社会科学研究科 博士後期課程2年

表1 道府県別にみた既婚者に占める離別者の割合（35歳女性、2010年）

都道府県	離別者割合	都道府県	離別者割合	都道府県	離別者割合	都道府県	離別者割合
全国	0.0794	千葉	0.0620	三重	0.0718	徳島	0.0852
北海道	0.1138	東京	0.0539	滋賀	0.0666	香川	0.0925
青森	0.1374	神奈川	0.0550	京都	0.0787	愛媛	0.1069
岩手	0.1135	新潟	0.0795	大阪	0.0784	高知	0.1264
宮城	0.0857	富山	0.0770	兵庫	0.0756	福岡	0.1011
秋田	0.1062	石川	0.0691	奈良	0.0794	佐賀	0.1097
山形	0.0875	福井	0.0708	和歌山	0.1099	長崎	0.1067
福島	0.1006	山梨	0.0847	鳥取	0.0936	熊本	0.1057
茨城	0.0862	長野	0.0760	島根	0.0893	大分	0.1021
栃木	0.0812	岐阜	0.0763	岡山	0.0937	宮崎	0.1305
群馬	0.0886	静岡	0.0804	広島	0.0799	鹿児島	0.1102
埼玉	0.0651	愛知	0.0621	山口	0.1103	沖縄	0.1138

女の婚姻年齢が変化する [Akers 1967]。このマリッジ・スクイズを念頭に、人口の男女構成と離婚との関係を考えると、以下のような予想が立てられるだろう。

第一に、男女の需給バランスにより、男性が相対的に少ない場合と、女性が相対的に少ない場合とで、男女の行動が異なるだろう。〔制度的に〕再婚が可能であると離婚の確率が高まる [Becker et al. 1977] が、より一般的に、一個人においても、新たなパートナーが得られる見込みが大きい場合のほうが、その見込みが小さい場合よりも、離婚を考えやすくなるだろう。例えば、男性が相対的に少ない場合と相対的に多い場合とを、男性の視点から比較する。前者においては、後者と比較して、男性にとって女性との出会いの機会が多いため、既に結婚している男性が（現在の婚姻を解消して）別の新たなパートナーを求めることが容易であると考えられる。従って、男性に起因する離婚は、後者よりも前者において多いだろう。一方、女性にとっては逆のことが起こるため、女性に起因する離婚は、前者よりも後者において多いと考えられる。

第二に、選択効果の影響がある。離婚は、社会関係資本の喪失等、様々な情緒的・経済的コストを伴うため、他の条件が同一である時、離婚リスクが高い者は、離婚リスクが低い者と比べて、結婚市場における評価が低いと考えられる。従って、男性が相対的に少なく、男性の結婚が容易である場合と、男性が相対的に多く、男性の結婚が困難である場合とを比較すると、前者においては、後者と比較して、結婚している男性全体に占める離婚リスクの高い男性の割合が高くなり、平均的には結婚がより不安定になるだろう。一方、女性に着目すると、逆に離婚リスクの高い女性が結婚市場から排除される傾向が強くなり、結婚の安定性はむしろ高まると言える。

第三に、婚姻年齢の変化による変化も考えられる。離婚の発生は、婚姻年齢および婚姻持続期間に依存する [安藏 2003] から、婚姻年齢が変化することで、離婚の発生率および発生時期の分布が変化する。

以上のうち、特に第一・第二については、男性の側から離婚を増加させるような力が働く

時、女性の側からは、離婚を減少させるような、相反する力が働く。従って、実際の離婚の多寡は、離婚の決定における男女の力関係等に依存すると考えられる。例えば、男性のみから一方的に離婚が決定できるような社会において、男性が相対的に少ない時に離婚の確率が高いことは予想されるが、反対に女性が相対的に少ない時に離婚の確率が高いとは限らない。

この点について、人口の男女構成と離婚との関係について論じた先行研究には、男女の割合が概ね一致している状態と比較して、男性が相対的に少ない場合と、女性が相対的に少ない場合とで、離婚の傾向が非対称的であるとする立場のものと、対称的であるとする立場のものとが存在する。前者には、男女の生物学的な差異や歴史的に培われた男性優位の社会を理由とするもの [Guttentag and Secord 1983: 19-33]、女性が男性よりも結婚の安定・長期の結婚を望むとするもの [Grossbard-Shechtman 1985: 381]、男性同士の競争と男性が女性に対して魅力的であろうとする努力とのためだと説明するもの [Angrist 2002] 等があり、これらのいずれもが、男性の割合が低く、女性の割合が高い時に離婚が多く、逆に、男性の割合が高く、女性の割合が低い時に離婚が少ないとしている。一方、後者の立場においては、男性でも女性でも、相対的に数が少ない性別の者は離婚を考えやすくなり、また、一方が離婚を望めば離婚が起きるという仮定のもと、男女の数が均衡している時に離婚リスクが最低であり、均衡から乖離している時に離婚リスクが高いような、U字型の関係が提唱されている [South and Lloyd 1995]。

日本では、母子世帯の貧困率の高さ [加藤・笹谷 1992; 橘木・浦川 2006: 123; 阿部 2008:

55-70] に見られるように、男性と比較して女性がより多くの離婚のコストを負担する傾向がある。つまり、Guttentag and Secord [1983] の理論に挙げられているような男性優位がある。従って、人口の男女構成と離婚との関係は非対称的であり、相対的に男性が多く女性が少ない時に離婚が少なく、相対的に女性が多く男性が少ない時に離婚が多いと考えられる。しかし、近年における晩婚化の進展、結婚に関する社会規範の弱まり、および離婚に対する抵抗感が薄れてきていること [厚生労働省編 2014: 56-88] 等により、男女の関係が変化し、離婚における男女の非対称性が弱まっている可能性もあり、本稿の分析では、こうした点を検証する。

さて、人口の男女構成と離婚との関係の分析にあたっては、どのような人口における男女構成に着目すべきか、という問題がある。例えば、Becker et al. [1977] の理論に従い、再婚可能性が離婚の確率に影響を及ぼすと考えるならば、「出会い」が生じるような範囲の人口における男女構成に着目することが適当であるかも知れない。しかし、このような範囲は個人の属性等によって異なり、一意に定めることは難しい。例えば、夫婦の学歴によって婚前住所の都道府県一致率が異なる [厚生省人口問題研究所 1988]。また、Guttentag and Secord [1983] の理論に従うならば、歴史や文化を共有するような、より広い範囲における人口の男女構成に着目すべきであるかも知れない。Lyngstad and Jalovaaraによると、離婚の関連要因として男女構成を取り上げる研究には、行政単位や地理的単位における人口の男女構成を扱うものがよく見られるが、職場の男女構成や、〔行政単位よりも大きい〕労働市場圏の人口の男女構成を扱

うものもある [Lyngstad and Jalovaara 2010]。また、国家を分析単位としている研究 [Trent and South 1989] もある。本稿では、表 1 に示した通り都道府県間においても離婚に明らかな差異が見られることから、都道府県別人口の男女構成に着目することにする。

なお、日本を対象として、地域ごとの離婚に関する指標を、人口の男女構成に関する指標を含む独立変数で分析した実証研究としては、前述した Fukurai and Alston [1992] がある。Fukurai らは、1985年の47都道府県の普通離婚率を従属変数、各都道府県の人口性比、女性の労働力参加率、平均世帯所得、女性の転入率、人口増加率、および人口密度を独立変数として重回帰分析を行い、人口性比が高い都道府県で離婚が多いことを示している。ここで、人口性比は女性100人に対する男性の数として定義されている⁽⁶⁾。つまり、相対的に男性が多く女性が少ない都道府県で、離婚が多い。これは、前述した2つの立場のいずれにも沿わないものであるが、この結果を人口の男女構成と離婚との関係として解釈する場合には、注意が必要である。Fukurai らの研究で用いられている人口性比は、子供や高齢者を含む全年齢の人口性比である。日本では、男性よりも女性の平均寿命が長いので、高齢化が進むと人口に占める女性の割合が相対的に高くなり、人口性比が低くなる傾向がある⁽⁷⁾。従って、人口性比が高いことは、人口が若い、都市的地域であることを示している可能性がある。個人主義的な風潮等による離婚の増加は、都市的な地域から始まる [坪内・坪内 1970 : 215 ; Goode 1970 : 363] とされているが、Fukurai らの見出した関係がこうした傾向を反映している可能性も考えられる。また、

Fukurai らが分析対象とした普通離婚率が人口の年齢構造に依存することにも注意が必要である。離婚が起きやすい年齢の者の割合が高ければ、普通離婚率は高くなる。以上を踏まえ、次節以降の分析では、人口の男女構成の指標から人口の年齢構造の影響を取り除くよう調整を行う。また、人口の年齢構造の統制を行い、年齢ごとの離婚の状況を分析する。

3 分析方法

本稿では、2010年(平成22年)および1990年(平成2年)の国勢調査の集計結果を用い、それぞれの年について、男女、年齢別の離別者割合を従属変数、人口の男女構成の指標等を独立変数とした線形重回帰モデルを推定することで、都道府県ごとの人口の男女構成と離婚との関係を示す。また、2010年のモデルと1990年のモデルとの間で、推定された偏回帰係数の比較を行う。

人口の男女構成の指標としては、人口に占める男性の割合(以下「男性割合」)を用いることにする。この指標は、前節での議論に従って、各都道府県の人口の年齢構造の差異による影響を取り除くよう調整する。また、South and Lloyd [1995] により提唱される、人口の男女構成と離婚とのU字型の関係の有無を検証するため、男性割合の2乗を独立変数に含む。この男性割合のほか、人口の年齢構造の指標としての年少人口割合・老年人口割合⁽⁸⁾、および人口に占める未婚者の割合(以下「未婚者割合」)を独立変数に含み、統制する。

3-1 データ

インターネットサイト「e-Stat」(URL:<https://>

www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL02100104.do?tocd=00200521) 上で公開されている、2010年(平成22年)および1990年(平成2年)の国勢調査の集計結果のうち、年齢階級別日本人人口と配偶関係別日本人人口とを用いた。2010年については、人口等基本集計の全国結果の第3-1表「年齢(各歳)、男女別人口、年齢別割合、平均年齢及び年齢中位数(総数及び日本人)―全国※、全国市部※、全国郡部※、都道府県、20大都市」(アクセス日:2016年2月4日)、および第5-1表「配偶関係(4区分)、年齢(各歳)、男女別15歳以上人口及び平均年齢(総数及び日本人)―全国※、全国市部、全国郡部、都道府県、20大都市」(アクセス日:2015年5月20日)を参照した。また、1990年については、第1次基本集計の都道府県編の第4-1表「年齢各歳階級(123)、男女の別(性別)(3)、人口(年齢不詳を含む)都道府県(47)・市部・郡部・DID(都道府県・市部・郡部)・支庁・郡・市区町村・DID(市区町村)全域・人口集中地区の別」(アクセス日:2016年2月4日)、および全国編の第7表「総数・日本(2)、男女の別(性別)(3)、15歳以上年齢各歳階級(86)、配偶関係(5)、15歳以上人口」(アクセス日:2015年6月21日)を参照した。

各年の配偶関係別人口のデータから計算した、男女、年齢別離別者割合(全国平均、都道府県別最高値・最低値)を、全国の離別者数および既婚者数とともに、表2(2010年)および表3(1990年)に示す。1990年から2010年にかけて、男女とも、すべての年齢で、既婚者数が減少している一方、離別者数が増加しており、離別者割合が2倍程度に高まっている。

3-2 モデル

2010年および1990年の両年について、男女、年齢別の離別者割合を従属変数、男性割合、男性割合の2乗、年少人口割合、老年人口割合、および従属変数に対応する性別・年齢の未婚者割合を独立変数とした線形重回帰モデルの推定を行った。従属変数および独立変数の詳細は以下の通りである。

離別者割合 国勢調査の配偶関係別人口のデータから計算した、各都道府県の男女、年齢別離別者割合を従属変数とした。ここで、分析対象とする年齢は、25歳、30歳、35歳、および40歳の各歳とした。離別者割合は、前述の通り、既婚者(有配偶者・死別者・離別者からなる結婚経験者)に占める離別者の割合として定義される。例えば35歳女性の離別者割合は、35歳女性の離別者数を、35歳女性の有配偶者数、死別者数、および離別者数の和で除して求められる。なお、配偶関係不詳の者は計算から除いた。

男性割合 国勢調査の年齢階級別人口のデータから計算した男性割合と、その2乗とを独立変数に含めた。男性割合の2乗を含めたのは、前述の通り、South and Lloyd [1995]により提唱される、人口の男女構成と離婚とのU字型の関係の有無を検証するためである。

男性割合の計算にあたっては、各都道府県の人口の年齢構造の差異による影響を取り除くよう、全国人口を標準人口とした直接標準化を行った。また、全国人口についての男性割合との差を取り、相対値として使用した⁽⁹⁾。標準化の具体的な手順は以下の通りである。

まず、各都道府県について、年齢階級(各歳)別の人口に占める男性の割合を計算した。ただし、人口全体に占める割合が比較的低い100歳

表2 男女、年齢別にみた離別者数、既婚者数および離別者割合（2010年）

男性	25歳	30歳	35歳	40歳
離別者数（全国）	4,367	13,269	26,717	39,082
既婚者数（全国）	107,133	333,344	554,926	624,661
離別者割合（全国平均）	0.0407	0.0398	0.0481	0.0625
離別者割合（最高）	0.0699	0.0773	0.0824	0.1001
離別者割合（最低）	0.0272	0.0272	0.0368	0.0483

女性	25歳	30歳	35歳	40歳
離別者数（全国）	11,641	27,023	51,971	72,197
既婚者数（全国）	162,888	421,662	654,865	717,635
離別者割合（全国平均）	0.0715	0.0641	0.0794	0.1006
離別者割合（最高）	0.1105	0.1134	0.1374	0.1572
離別者割合（最低）	0.0405	0.0372	0.0539	0.0745

表3 男女、年齢別にみた離別者数、既婚者数および離別者割合（1990年）

男性	25歳	30歳	35歳	40歳
離別者数（全国）	3,164	8,617	15,129	30,028
既婚者数（全国）	168,308	441,630	635,202	918,298
離別者割合（全国平均）	0.0188	0.0195	0.0238	0.0327
離別者割合（最高）	0.0406	0.0355	0.0412	0.0465
離別者割合（最低）	0.0113	0.0140	0.0153	0.0221

女性	25歳	30歳	35歳	40歳
離別者数（全国）	8,967	18,487	29,127	53,988
既婚者数（全国）	339,758	611,538	739,752	1,006,319
離別者割合（全国平均）	0.0263	0.0302	0.0394	0.0536
離別者割合（最高）	0.0528	0.0646	0.0860	0.1057
離別者割合（最低）	0.0167	0.0180	0.0242	0.0306

以上の人口⁽¹⁰⁾は、合算して1つの階級とした。また、年齢不詳の者は計算から除外した（以下同様）。次に、各都道府県について、この年齢階級別男性割合を全国人口の年齢構造によって加重平均し、標準化された全年齢の男性割合を計算した。

年少人口割合・老年人口割合 人口の年齢構造を代表する指標として、年少人口割合および老年人口割合を独立変数に含めた。人口の年齢構造は、各地域の都市化の程度、就業機会等の社会経済的状況を反映するものであり、人口の

年齢構造を代表する指標をモデルに含むことで、そうした社会経済的状況が離婚に及ぼす影響（婚姻年齢の変化等を通じた間接的な影響を含む）が統制されると考えた。

未婚者割合 マリッジ・スクイズに起因するものも含め、都道府県ごとの婚姻年齢の違いと、離別者の再婚におけるマリッジ・スクイズの効果とを統制するため、男女、年齢別の未婚者割合を独立変数に含めた。別の言い方をすると、晩婚化の程度、および再婚率の代理変数として、未婚者割合を独立変数に加え、統制し

た。1つのモデルに含まれる未婚者割合はただ1つであり、例えば、35歳女性の離別者割合のモデルには、35歳女性の未婚者割合を含めた。なお、未婚者割合は、前述の通り人口に占める未婚者の割合として定義される。未婚者割合の計算においては、配偶関係不詳の者を除外し、例えば35歳女性の未婚者割合は、35歳女性の未婚者数を、35歳女性の未婚者数、有配偶者数、死別者数、および離別者数の和で除して求めた。

なお、モデルの推定にはSPSS Statistics 23を用い、また、既婚者数による重み付けを行った。例えば、35歳女性の離別者割合のモデルを推定する場合には、各都道府県の35歳女性の既婚者

数による重み付けを行った。

4 結 果

モデルの推定に用いた変数のPearson相関係数、各変数についての基本統計量（平均値、標準偏差、最大値、最小値）、および分散拡大係数（VIF）を、表4（2010年）、および表5（1990年）に示した。離別者割合および未婚者割合については、計算対象とする性別・年齢がモデルによって異なるが、35歳女性のものを代表的に示している。なお、相関係数および基本統計量の計算にあつては、既婚者数による重み付けを

表4 変数の相関、各変数についての基本統計量、および分散拡大係数（2010年）

変数・統計量	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
(A) 離別者割合 (35歳女性)						
(B) 男性割合	-0.6951					
(C) 男性割合の2乗	0.4087	-0.5088				
(D) 年少人口割合	-0.0479	0.1425	-0.0643			
(E) 老年人口割合	0.4995	-0.4547	-0.0114	-0.5447		
(F) 未婚者割合 (35歳女性)	0.0858	-0.3243	0.3944	-0.2590	-0.2895	
平均値	0.0900	-0.0028	0.0001	0.1347	0.2474	0.2484
標準偏差	0.0198	0.0083	0.0001	0.0097	0.0260	0.0265
最大値	0.1374	0.0117	0.0003	0.1784	0.2971	0.3399
最小値	0.0539	-0.0160	0.0000	0.1144	0.1744	0.2057
分散拡大係数 (VIF)	-	4.1144	1.2644	4.5218	6.0953	6.5907

表5 変数の相関、各変数についての基本統計量、および分散拡大係数（1990年）

変数・統計量	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
(A) 離別者割合 (35歳女性)						
(B) 男性割合	-0.6353					
(C) 男性割合の2乗	0.4594	-0.5166				
(D) 年少人口割合	0.4300	-0.2017	0.0991			
(E) 老年人口割合	0.1933	-0.6482	0.1599	-0.0542		
(F) 未婚者割合 (35歳女性)	0.5864	-0.0893	0.3175	-0.0932	-0.2724	
平均値	0.0410	-0.0048	0.0001	0.1879	0.1363	0.0783
標準偏差	0.0121	0.0086	0.0001	0.0135	0.0235	0.0233
最大値	0.0860	0.0172	0.0003	0.2473	0.1823	0.1724
最小値	0.0242	-0.0185	0.0000	0.1471	0.0833	0.0392
分散拡大係数 (VIF)	-	3.0885	1.0452	2.1159	2.8200	2.0575

行っていない。分散拡大係数については、重み付けを行って計算している。

次に、モデルの推定結果を、表6（2010年）

および表7（1990年）に示す。

2010年のデータを用いたモデルの推定結果について見ると、25歳男性・30歳男性の場合を除

表6 離別者割合のモデル推定結果（2010年）

男性	25歳	30歳	35歳	40歳
男性割合	-0.2049	-0.1980	-0.4643 ***	-0.6075 ***
男性割合の2乗	22.0114	13.8414	20.2485	23.4689 †
年少人口割合	0.2831 †	0.2754	0.6479 ***	0.9167 ***
老年人口割合	0.0652	0.2301 **	0.3743 ***	0.4209 ***
未婚者割合	-0.0466	-0.0113	0.1985 **	0.2983 ***
(定数)	0.0243	-0.0452	-0.2033 ***	-0.2508 ***
自由度調整済決定係数	0.4104	0.5398	0.6924	0.7803
観測数	47	47	47	47

女性	25歳	30歳	35歳	40歳
男性割合	-0.6231 **	-1.0701 **	-0.7726 *	-0.7507 *
男性割合の2乗	59.3015 **	20.2559	64.4609 *	57.8531 *
年少人口割合	-0.0007	0.1204	0.6585 †	1.0205 **
老年人口割合	0.0878	0.1771	0.5096 **	0.5735 ***
未婚者割合	-0.2218 ***	-0.1573	0.0840	0.2762 *
(定数)	0.2104 *	0.0715	-0.1534	-0.2250 *
自由度調整済決定係数	0.7541	0.6171	0.7010	0.7430
観測数	47	47	47	47

***, **, *, †は、それぞれ0.1%水準、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

表7 離別者割合のモデル推定結果（1990年）

男性	25歳	30歳	35歳	40歳
男性割合	-0.1708 †	-0.3280 ***	-0.4735 ***	-0.6447 ***
男性割合の2乗	2.4618	0.6728	3.7048	7.1455
年少人口割合	-0.0238	0.0077	-0.0064	0.0143
老年人口割合	-0.0307	-0.0594 *	-0.0393	-0.0571 †
未婚者割合	-0.0012	0.0353 **	0.0714 ***	0.1144 ***
(定数)	0.0275	0.0103	0.0129	0.0195 †
自由度調整済決定係数	0.0180	0.2806	0.4851	0.6446
観測数	47	47	47	47

女性	25歳	30歳	35歳	40歳
男性割合	-0.6029 ***	-0.5690 ***	-0.7056 ***	-0.7817 ***
男性割合の2乗	-0.6525	0.8175	3.6076	9.0217
年少人口割合	0.0899	0.2154 **	0.3447 ***	0.3881 ***
老年人口割合	-0.1120 *	-0.0416	-0.0043	0.0129
未婚者割合	0.0450 *	0.1150 ***	0.2903 ***	0.4938 ***
(定数)	-0.0033	-0.0259	-0.0498 *	-0.0502 *
自由度調整済決定係数	0.4715	0.7014	0.8042	0.8265
観測数	47	47	47	47

***, **, *, †は、それぞれ0.1%水準、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

いて決定係数が0.6を上回る等、従属変数である離別者割合は、独立変数によってある程度よく説明されている。本稿で注目している人口の男女構成の指標、すなわち男性割合については、すべての年齢で男女とも、1次の項の偏回帰係数が負の値になっており、かつ、この偏回帰係数は、25歳および30歳の男性を除き、有意水準5%（またはそれ以下の水準）で統計的に有意である。また、2次の項についての偏回帰係数は、すべての年齢で男女とも正の値になっており、25歳女性・35歳女性・40歳女性については、有意水準5%（またはそれ以下の水準）で統計的に有意である。

1990年のモデルの推定結果を、2010年のモデルの推定結果と比較すると、次のような差が見られる。まず、決定係数は、特に男性で小さくなっている。男性割合の1次の項の偏回帰係数は、2010年の場合と同様、すべての年齢で男女とも負の値になっている。また、この偏回帰係数は、25歳の男性では有意水準10%で有意、その他については、有意水準0.1%で有意となっている。両年の偏回帰係数の大きさの差は、（2次の項と比べて）比較的小さく、1/2倍から2倍の範囲内に収まっている。

男性割合の2次の項の偏回帰係数は、2010年のモデルと1990年のモデルとで大きさ（絶対値）に著しい差があり、2010年のモデルの偏回帰係数のほうが大きい。2010年のモデルでは、25歳女性・35歳女性・40歳女性において、有意水準5%（またはそれ以下の水準）で有意であったが、1990年のモデルでは、すべての年齢で男女とも有意でない⁽¹¹⁾⁽¹²⁾。

5 考 察

表6および表7が示す通り、男性割合の1次の項についての偏回帰係数は、2010年および1990年を通じて、男女とも、分析対象としたすべての年齢で負の値となっており、また、2010年の25歳男性および30歳男性、ならびに1990年の25歳男性のモデルを除き、有意水準5%（またはそれ以下の水準）で統計的に有意となっている。従って、男性割合の1次の項だけに着目すれば、両年を通じて、男性が相対的に多い場合に離婚が少ない傾向があると言えるだろう。

一方、男性割合の2次の項については、2010年のモデルと1990年のモデルとの間で偏回帰係数の大きさ（絶対値）に著しい差があり、2010年のモデルの偏回帰係数は、1990年のモデルのそれと比較して（絶対値が）大きい、正の値になっている。

さて、表4および表5に示した男性割合の値の範囲に注意して、上の偏回帰係数より男性割合と離別者割合との関係を求めると、2010年のモデルでは、40歳男性のモデル、および30歳女性のモデルを除く6つのモデルで、男性割合の値の上限および下限で離別者割合が相対的に高く、その間の一点で離別者割合が最も低い、U字型の関係となっている。また、8つのモデルの偏回帰係数の単純平均を取り、離別者割合を最も低くする男性割合を求めると、0.0083である。さらに、この男性割合を男女の人口比に換算すると、49.5:50.5となる。これは、South and Lloyd [1995]が主張する、男女の数が均衡している時に離婚リスクが最低であり、均衡から乖離している時に離婚リスクが高いようなU字型の関係を支持する結果であるように思われる。

1990年のモデルでは、2次の項を考慮してもなお、男女ともすべての年齢で、男性割合について離別者割合が単調に低下する関係となっており、Guttentag and Secord [1983] 等が提唱する関係と整合的な結果となっている。

6 結 論

本稿では、都道府県ごとの人口の男女構成と離婚との関係を明らかにするため、2010年および1990年の国勢調査の集計結果を用い、25歳、30歳、35歳、および40歳の各歳について男女別に計算した、既婚者に占める離別者の割合（離別者割合）の線形重回帰モデルの推定を行った。独立変数には、人口の年齢構造による影響を調整した男性割合、男性割合の2乗、年少人口割合、老年人口割合、および未婚者割合を用いた。

1990年については、男女ともすべての年齢で、男性の割合が低い都道府県で離別者割合が高い関係が示された。これは、Guttentag and Secord [1983] 等が提唱するような、離婚において男女の非対称性があり、男性が相対的に少ない時に離婚が多いような関係と整合的な結果である。一方、2010年については、男性割合と離別者割合との関係が、性別、年齢によって異なるが、多くの性別・年齢の組み合わせにおいて、South and Lloyd [1995] が提唱する、離婚において男女が対称的であり、男女の数が均衡している時に離婚リスクが最低であり、均衡から乖離している時に離婚リスクが高いようなU字型の関係と整合的な関係が見られた。

本稿での分析は、国勢調査の集計結果を用いた横断面分析（クロスセクション分析）を反復的に行ったものであり、人口の男女構成と離婚

との間の因果関係に踏み込もうとするものではないが、先行研究の2種類の予測それぞれに沿った結果が確認できた。

1990年から2010年にかけての人口の男女構成と離婚との関係の変化を、先行研究の仮説に従って解釈するならば、これは、同期間において離婚における男女の非対称性が弱くなっていることを示唆するものであるように思われる。また、離婚における男女の非対称性が実際に弱くなっているとすれば、これは、男女両性の関係の変化を反映するものであり、その背景には、例えば、前述した、近年における晩婚化の進展、結婚に関する社会規範の弱まり、および離婚に対する抵抗感が薄れてきていること等があると考えられる。

最後に、今後の課題を挙げておきたい。本稿では、都道府県ごとの人口の男女構成と離婚との関係を分析したが、都道府県ごとに人口の男女構成の差がある理由については踏み込まなかった。2010年の都道府県別男性割合と1990年の都道府県別男性割合との間に強い相関（相関係数0.93）があることから、人口の男女構成の地域差は少なからず持続的なものであると考えられるが、このような差の背景にある都道府県ごとの社会経済的状況の違いを研究することで、離婚の地域差の理解をより深めて行くことができると思われる。

また、本稿では、都道府県を分析単位としたが、第2節でも触れた通り、この分析単位の設定も課題の1つである。各都道府県は、社会経済的状況の異なる地域を内包しているが、分析単位を適切に設定し、地域の属性を統制すること等により、人口の男女構成と離婚との関係や、離婚それ自体について新たな知見を得られる可

能性がある。

[投稿受理日2015.8.30/掲載決定日2016.6.7]

注

- (1) 普通離婚率とは、人口1,000人あたりの年間離婚件数を言う。
- (2) 有配偶離婚率とは、有配偶人口1,000人あたりの年間離婚件数を言う。
- (3) 間接標準化とは、人口の年齢構造の差異による影響を除去するため、各地域の年齢別リスク・エクスポージャ（高木 [1984] の場合であれば各都道府県の年齢別有配偶人口）に、標準地域の年齢別発生率（同、全国の年齢別有配偶離婚率）を適用して標準化発生数を求め、実際の発生数と比較して指数化を行う方法を言う。
- (4) 本文中に掲げたもののほか、日本における離婚の地域性についての研究としては、以下のようなものがある。藤田利明 [1984] は、男性の有配偶離婚率と20種類の社会経済的指標との相関分析等を行い、男性の有配偶離婚率と、人口集中度合を示す指標、経済基盤の弱さを示す指標、第3次産業就業者割合等との間に高い相関があることを示している。坪内玲子 [1988] は、特に沖縄県と北海道とに着目し、それぞれ1883年および1886年から1986年までの普通離婚率の推移を、全国のそれと比較し、文化的背景を考察する等している。松浦弘幸ほか [2006] は、社会生活統計指標のデータを用いて2001年の47都道府県の普通離婚率を分析し、離婚を促進する要因として、（各都道府県の）完全失業率、年間平均気温、共稼ぎ〔率〕、核家族〔率〕、〔平均〕貯蓄高を挙げる等している。熊谷文枝 [2011] は、湯沢 [1984] と同様の方法で、1920年、1970年、および2010年の都道府県別普通離婚率を比較し、特定の道府県の県民性、経済状況等の例示を行っている。また、都道府県別普通離婚率と都道府県別失業率との相関の高さを指摘している。佐藤一磨 [2013] は、1960年から2005年までの5年ごとの都道府県別普通離婚率の回帰分析を行い、都道府県間の普通離婚率の差の原因として、年齢別の人口構成比、および労働市場の状況の違いを挙げている。
- (5) 先行研究の中には、marriage squeeze に対して「結婚難」という訳を充てているものがあるが、結婚

難は、より一般的に結婚が困難な状況を指すために用いられることがしばしばあるため、本稿ではこの訳は用いず、マリッジ・スクイズとした。

- (6) 人口性比には複数の定義があるが、本稿で用いている人口性比は、すべてこの定義による。
- (7) 2010年の国勢調査のデータを用いて、全国の日本人人口についての人口性比を筆者が計算したところによると、14歳以下の人口の人口性比は104.9、65歳以上の人口の人口性比は74.3である。
- (8) 年少人口割合は、14歳以下の者が人口全体に占める割合、老年人口割合は、65歳以上の者が人口全体に占める割合として定義される。
- (9) 男性割合の絶対値とその2乗を用いて線形重回帰モデルの推定を行うと、両者の強い相関により、多重共線性の問題が生じる。
- (10) 2010年の国勢調査のデータを用いて筆者が計算したところによると、全国の日本人人口に占める100歳以上の者の割合は、およそ0.04%である。
- (11) なお、未婚者割合を独立変数から除外したモデルの推定も行った。以下、未婚者割合を独立変数に含むモデルとの比較により、結果の概要を示す。まず、決定係数は、2010年のモデルでは限定的な変化であったが、1990年のモデルでは比較的大きな差が生じた（35歳女性を例にとると、0.80から0.49になった）。分散拡大係数は、特に2010年のモデルで小さくなった（35歳女性を例にとると、すべての独立変数について分散拡大係数が2を下回った）。本稿で注目している男性割合については、未婚者割合を独立変数から除外しない場合と、した場合とで、共通する傾向が見られた。1次の項については、偏回帰係数の大きさに変化はあったが、符号は変わらず、すべての年齢、性別で負の値を取った。2次の項については、1990年と2010年との間に見られた偏回帰係数の大きさの差が、未婚者割合を独立変数に含まないモデルにも見られた。
- (12) 2010年については、本文で示した男女、年齢別離別者割合に代えて、人口動態統計による離婚件数を分子、当該年の国勢調査による有配偶者数を分母とする、男女、年齢別有配偶離婚率を従属変数としたモデルの推定も行った。初めに、未婚者割合を独立変数に含めないモデルの推定を行い、比較したところ、離別者割合のモデル、離婚率のモデルともに、男性割合の1次の項の偏回帰係数

が男女ともすべての年齢で負の値を取り、また多くの性別・年齢で統計的に有意になる等、共通する結果が得られた。しかし、決定係数については差があり、離婚率のモデルの方が小さかった（それぞれ8つのモデルの決定係数の単純平均を取ったところ、離別者割合のモデルのそれが0.62であるのに対して、離婚率のモデルでは0.22であった）。これは、離別者数と比較して離婚件数が小さく、統計的なばらつきが大きいことのほか、人口動態統計と国勢調査との間の定義の差の影響を受けていると考えられる。有配偶離婚率の分子とした人口動態統計による離婚件数が、法律婚の離婚の届出を捉え、また別居前の住所地により地域区分されるのに対して、有配偶離婚率の分母とした国勢調査による有配偶者数は、事実婚を含み、また実際の居住地により地域区分される。離婚率のモデルの独立変数に未婚者割合を含めると、一部の性別・年齢ではモデルの決定係数が改善した。これは、未婚者割合が、有配偶離婚率の分母とした有配偶者数と整合的に定義された未婚者数等から計算されていること、有配偶者数と未婚者数とが相当程度相補的な関係にあり相関が大きいこと、等と関係していると考えられる（しかし、8つのモデルの決定係数の単純平均は0.28であり、離別者割合のモデルの0.65と比較して依然小さい）。なお、人口動態統計は、インターネットサイト「e-Stat」(URL: <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001028897>) 上で公開されている、2010年の保管統計表第1表「離婚件数、夫-妻の届出時の年齢（各歳）・都道府県（20大都市再掲）別」（アクセス日：2015年5月20日）を参照した。国勢調査の結果は、本文中に示したものをを用いた。

参考文献

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店
- 安藏伸治, 1985, 「結婚難の尺度とその適用」『人口学研究』(8) : 1-10
- , 2003, 「離婚とその要因——わが国における離婚に関する要因分析」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所『日本版 General Social Surveys 研究論文集 2——JGSSで見た日本人の意識と行動』東京大学社会科学研究所, 25-45
- 石川義孝, 2003, 「わが国農村部における男子人口の結婚難」石原潤編『農村空間の研究（下）』大明堂, 289-305
- 加藤喜久子・笹谷春美, 1992, 「離婚発生のメカニズムと離婚のコスト——女性のライフコース選択をめぐる問題」『現代社会学研究』5 : 109-132
- 工藤豪, 2012, 「未婚化・晩婚化行為の地域性——東日本地域を中心にして」『比較家族史研究』26 : 200-231
- 熊谷文枝, 2011, 「離婚率にみる地縁と地域力」熊谷文枝編『日本の地縁と地域力——遠隔ネットワークによるきずな創造のすすめ』ミネルヴァ書房, 71-94
- 厚生省人口問題研究所, 1988, 『第9次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）第I報告書——日本人の結婚と出産』
- 厚生労働省編, 2014, 『平成25年版厚生労働白書——若者の意識を探る』
- 佐藤一磨, 2013, 「都道府県パネルデータを用いた離婚率の地域間格差に関する分析」『明海大学経済学論集』25 (2) : 1-18
- 鈴木透, 1989, 「結婚難の地域構造」『人口問題研究』45 (3) : 14-28
- 高木尚文, 1984, 「昭和55年における離婚の地域別動向に関する統計的分析」『帝京経済学研究』18 (1-2) : 107-147
- 橋本俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 坪内良博・坪内玲子, 1970, 『離婚——比較社会学的研究』創文社
- 坪内玲子, 1988, 「沖縄と北海道における高離婚傾向をめぐって」『龍谷紀要』10 (2) : 1-19
- 藤田利明, 1984, 「地域別離婚をめぐる社会的諸条件」『厚生指標』31 (3) : 21-27
- 松浦弘幸・野田信雄・小井手一晴・福田吉治・今井博久, 2006, 「離婚率の社会環境的要因の統計的考察——愛は勝つか?」『バイオメディカル・ファジィ・システム学会誌』8 (1) : 159-165
- 湯沢雍彦, 1984, 「離婚における地域特性——離婚発生の歴史的・都道府県別推移」『ケース研究』200 : 33-49
- Akers, Donald S., 1967, "On Measuring the Marriage Squeeze," *Demography*, 4(2): 907-924
- Angrist, Josh, 2002, "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second

- Generation," *Quarterly Journal of Economics*, 117 (3): 997-1038
- Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes and Robert T. Michael, 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability," *Journal of Political Economy*, 85(6): 1141-1187
- Fukurai, Hiroshi, and Jon P. Alston, 1992, "Ecological Determinants of Divorce: A Structural Approach to the Explanation of Japanese Divorce," *Biodemography and Social Biology*, 39 (3-4): 257-277
- Goode, William J., [1963] 1970, *World Revolution and Family Patterns*, Revised ed., New York: Free Press
- Grossbard-Shechtman, Amyra, 1985, "Marriage Squeezes and the Marriage Market," in: Kingsley Davis and Amyra Grossbard-Shechtman, eds., *Contemporary Marriage: Comparative Perspectives on a Changing Institution*, New York, NY: Russell Sage Foundation, 375-395
- Guttentag, Marcia, and Paul F. Secord, 1983, *Too Many Women?: The Sex Ratio Question*, Beverly Hills, CA: Sage Publications
- Lyngstad, Torkild H., and Marika Jalovaara, 2010, "A Review of the Antecedents of Union Dissolution," *Demographic Research*, 23: 257-292
- South, Scott J., and Kim M. Lloyd, 1995, "Spousal Alternatives and Marital Dissolution," *American Sociological Review*, 60(1): 21-35
- Trent, Katherine, and Scott J. South, 1989, "Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis," *Journal of Marriage and the Family*, 51 (2): 391-404